

NACIMIENTOS Y NECESIDADES DE VIVIENDA EN ESPAÑA. UN ANÁLISIS DE CAUSALIDAD

MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ

mdiaz@uniovi.es

*Universidad Oviedo/Departamento de Economía Cuantitativa
Facultad de Economía y Empresa, Avda. del Cristo s/n
33006 Oviedo*

MAR LLORENTE MARRON

mmarron@uniovi.es

*Universidad Oviedo/Departamento de Economía Cuantitativa
Facultad de Economía y Empresa, Avda. del Cristo s/n
33006 Oviedo*

Recibido (29/04/2013)

Revisado (17/10/2013)

Aceptado (04/12/2013)

RESUMEN: El trabajo analiza las relaciones existentes entre el mercado inmobiliario y los nacimientos en España durante el período comprendido entre enero de 1986 y diciembre de 2009. El análisis sigue la metodología tradicional de los estudios de series de temporales. Se especifica un modelo de corrección de error que permite considerar la dinámica de ajuste de las variables a corto y largo plazo. Se evalúa el dominio del efecto de largo sobre el corto plazo. El modelo obtenido refleja la obtención de un equilibrio a largo plazo entre ambas series, ecuación de cointegración que visualiza el dominio de la serie demográfica.

Palabras clave: Mercado inmobiliario, natalidad, análisis de cointegración.

ABSTRACT: The study analyzes the relationship between the housing market and births in Spain (January 1986-December 2009). The process of analysis follows traditional patterns in time series studies. An error correction model is specified. The model will allow consider the adjustment dynamics of the variables in both the short and long term. The domain of the effect of long on the short term effect is evaluated. The resulting series is a linear combination of both series and displays a short memory. The demographic variable contributes to achieving the long-run equilibrium when there are changes in the socioeconomic sphere.

Keywords: Housing market, birth, cointegration analysis.

1. Introducción

El objetivo de este trabajo consiste en analizar la relación existente entre la dinámica demográfica y económica. El uso de técnicas derivadas del análisis de cointegración permite obtener una relación de equilibrio a largo plazo y resultados libres de correlaciones espúreas y parametrizaciones inestables.

Las razones que explican el progresivo y brusco descenso de la fecundidad no responden a una causa única, sino más bien a una amplia pluralidad de factores. El fenómeno se muestra condicionado por la estructura de preferencias de cada individuo, que generalmente responde al contexto social, cultural y económico, en el que desarrolla su actividad. El marco teórico de la Nueva Economía de la Familia rectifica la noción tradicional de unidad familiar, considerándola simultáneamente como una unidad de producción y consumo (Becker, 1960; Willis, 1973). En este contexto el análisis del consumo familiar considera a los hijos de forma destacada.

Desde la óptica de la demanda, son varias las razones que explican la dinámica del mercado inmobiliario entre las que destacan como relevantes las variables demográficas en el análisis de la demanda tendencial o a largo plazo (Bover, 1993). Factores demográficos y sociales impulsan el crecimiento del número de hogares y la correspondiente demanda de vivienda. El incremento de la población; el acceso a la edad madura de la generación procedente del baby boom; cierta estabilización en la edad de emancipación de los jóvenes o el aumento de divorcios y separaciones, han sido determinantes en la aceleración registrada por la creación de nuevos hogares (Díaz *et al*, 1997).

La coyuntura socio-económica ha favorecido el comportamiento de la renta familiar y de las expectativas de los hogares. La importante creación de empleo y del número de ocupados por hogar así como la mejora del salario real y de las rentas de la propiedad, han contribuido a mejorar la capacidad adquisitiva de las unidades familiares. En el análisis de la trayectoria de la natalidad la consideración de los hijos como un bien normal, aunque pudiera producirse una interacción cantidad-calidad, hace del análisis de la trayectoria económica una variable sin duda a tener en cuenta. La dinámica inmobiliaria en un período de coyuntura económica favorable puede considerarse como una variable proxy a la cuestión.

En este trabajo se evalúa el modelo de interrelación entre NACIMIENTOS y VIVIENDA en España. En concreto, se trata de encontrar un modelo de comportamiento temporal entre ambos ciclos aportando evidencia empírica sobre la existencia de un modelo de comportamiento entre los mismos. El uso de técnicas derivadas del análisis de cointegración permite profundizar positivamente en el análisis planteado además de obtener una relación de equilibrio a largo plazo y resultados libres de correlaciones espúreas y parametrizaciones inestables (Guisán, 2002).

2. Material y método

La aproximación econométrica del fenómeno económico mediante las técnicas derivadas del análisis de cointegración permite abordar simultáneamente la trayectoria temporal de la evolución del mercado y su dinámica.

Dos variables x_t e y_t integradas de primer orden, $I(1)$, están cointegradas cuando existe una combinación lineal de ambas estacionaria de orden cero, $I(0)$, lo que implica la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo. La cointegración entre dos variables $I(1)$ equivale a analizar la estacionariedad del término de perturbación aleatoria del modelo que las relaciona.

Los sistemas que incorporan en su especificación variables cointegradas, de acuerdo con el teorema de representación de Granger, pueden ser formulados como Modelos de Corrección de Error (MCE) que permiten modelizar las relaciones de largo y corto plazo

$$\Delta y_t = \gamma(\Delta x_t) + \alpha(y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde, $\alpha(y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{t-1})$ denota el mecanismo de corrección de error siendo $\alpha < 0$; el parámetro γ mide el efecto a corto plazo que la variable x_t ejerce sobre y_t ; β_2 , recoge el efecto a largo plazo que

la variable x_t ejerce sobre y_t y ε_t , el término de perturbación aleatoria. La formulación estacionaria de variables no estacionarias

$$\Delta y_t = \gamma(\Delta x_t) + \alpha u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

describe la variación de la variable y_t alrededor de su tendencia a largo plazo en términos de factores exógenos, x_t , integrados de orden cero y la corrección del error $\alpha u_{t-1} = \alpha (y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 x_{t-1})$, error del equilibrio en el modelo de cointegración.

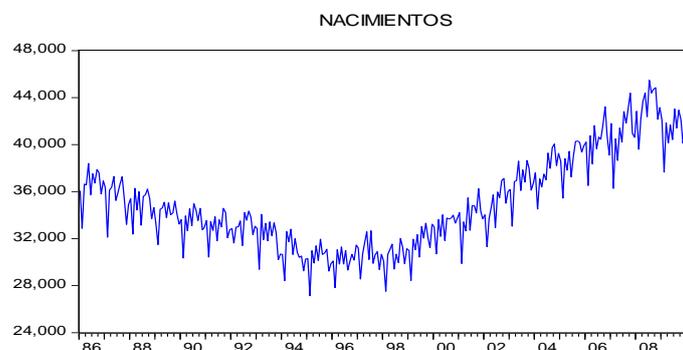
El análisis de la estacionariedad de cada una de las series con objeto de evitar relaciones espúreas, la determinación de posibles relaciones de cointegración mediante el enfoque de máxima verosimilitud de Johansen (1992) y la estimación del proceso dinámico de ajuste a la relación de equilibrio a largo plazo mediante un MCE, constituye la pauta a seguir. Dicha estimación se realiza en dos etapas estimando en primer lugar por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) la relación de cointegración y los parámetros del MCE, a continuación (Engle *et al*, 1987). Generalmente el MCE con causalidad contemporánea presenta resultados satisfactorios tanto si las variables están cointegradas como si no ya que permite tener en cuenta la relación causal a largo plazo y las desviaciones a corto plazo (Guisán, 2002).

En el caso que nos ocupa una aproximación a la relación descrita se realiza desarrollando un ejercicio empírico que intenta capturar las relaciones temporales no causales entre el ciclo inmobiliario y el fenómeno demográfico de forma independiente. Contrastar la existencia o no de una relación de equilibrio a largo plazo entre ambas variables, conocer las relaciones de causalidad y su sentido, el carácter de exogeneidad o endogeneidad de los procesos dentro de la relación de equilibrio a largo plazo y el análisis de la interacción dinámica constituyen los objetivos fundamentales del estudio.

3. Análisis empírico

Los modelos econométricos que utilizan series temporales ofrecen la posibilidad de verificar relaciones de largo plazo entre algunas variables de naturaleza económica. Dependiendo de las propiedades estadísticas de la información que se utilice para el contraste el modelo propuesto puede ser estimado por dichas técnicas. En este ejercicio se han tomado los datos de NACIMIENTOS y VIVIENDA elaborados por el Instituto Nacional de Estadística y Ministerio de la Vivienda para el periodo comprendido entre los meses de enero de 1986 y marzo de 2010, 279 observaciones de frecuencia mensual. De la evolución temporal de las series se desprende a priori un comportamiento no estacionario (Figura 1).

Siguiendo las pautas tradicionales en los estudios con series temporales se contrasta formalmente la hipótesis de estacionariedad implicando su rechazo que el análisis debe ser realizado siguiendo la metodología de los modelos autorregresivos como consecuencia derivada de la existencia de raíces unitarias. El contraste de estacionariedad se realiza mediante test de Dickey-Fuller Aumentadas (ADF), y se comprueba que ambas variables son no estacionarias e integradas de orden uno. La hipótesis nula a contrastar, existencia de raíces unitarias, no es rechazada en niveles pero sí en primeras diferencias en ambos casos (Tabla 1).



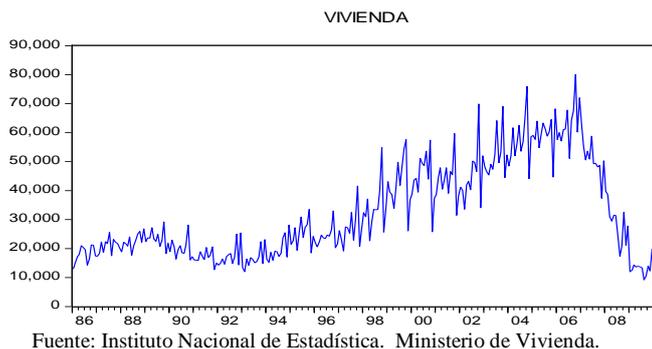


Figura 1. Evolución temporal de las variables NACIMIENTOS y VIVIENDA

Al ser ambas series de memoria larga, series no estacionarias que, generalmente, no tienden a ningún valor medio mediante el test de Johansen se detecta la existencia de una relación de cointegración. La prueba no rechaza la hipótesis nula de existencia de al menos una relación de cointegración según la prueba de la traza y del máximo valor propio para un nivel de significatividad del 5 por ciento. A continuación, se especifica un modelo de corrección de error con objeto de ajustar el modelo propuesto y contemplar la dinámica de ajuste de las variables tanto a corto como a largo plazo, destacando como dato a analizar la velocidad de ajuste hacia el equilibrio (Engle *et al*, 1987). En el ejercicio realizado se especifica un modelo con 14 retardos en las variables en diferencias, después de aplicar los contrastes para la determinación del retardo óptimo*. El test de cointegración de Johansen refleja la existencia de una relación de cointegración entre las variables bajo la especificación de intercepto en la ecuación de cointegración† sin tendencia determinista‡.

Tabla 1. Análisis de cointegración. 1986.1-2010.3

| Test de raíces unitarias | | | | | | |
|--|------------|-----------------|---------------------|---|-----------|-----------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic (ADF) | | | | | | |
| Variable | Levels | p-value | First differences | p-value | | |
| Nacimientos | -2,001341 | 0,5976 | -6,586335 | 0,0000 | | |
| Vivienda | -1,393642 | 0,8610 | -4,461761 | 0,0021 | | |
| Determinación del retardo óptimo | | | | | | |
| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
| ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... |
| 14 | -2217.469 | 7.370280* | 890059.0 | 16.53681 | 16.73672* | 16.61708* |
| 15 | -2215.943 | 2.870689 | 886621.1 | 16.53291 | 16.74615 | 16.61854 |
| 16 | -2215.100 | 1.580239 | 887676.1 | 16.53407 | 16.76064 | 16.62505 |
| 17 | -2213.163 | 3.614832 | 881567.0* | 16.52714* | 16.76703 | 16.62347 |
| 18 | -2212.708 | 0.846562 | 885161.9 | 16.53117 | 16.78439 | 16.63285 |
| Test de cointegración de Johansen | | | | | | |
| Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant) | | | | Lags interval (in first differences): 1 to 14 | | |
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** | | |
| None * | 0.105796 | 35.42382 | 20.26184 | 0.0002 | | |
| At most 1 | 0.017777 | 4.896673 | 9.164546 | 0.2949 | | |

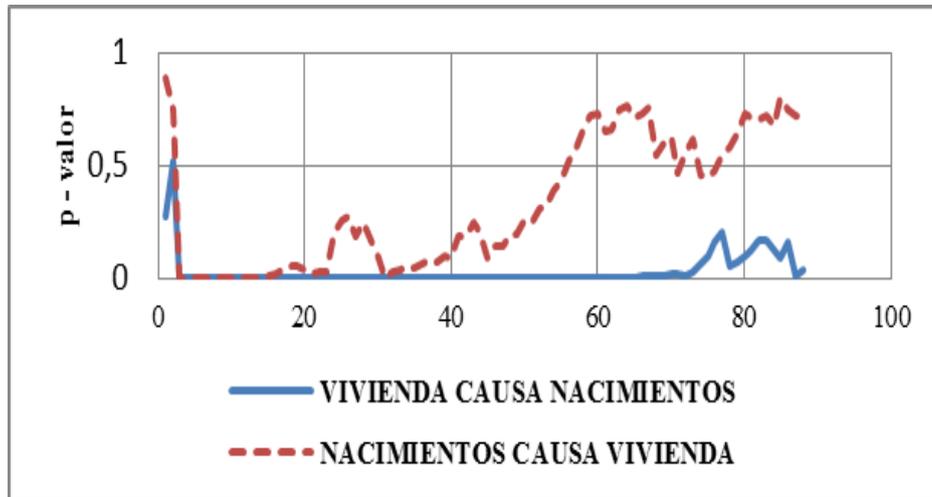
Fuente: Elaboración propia.

* En base al criterio de Akaike son 17 el número de rezagos a considerar si bien los criterios LR, FPE, SC y HQ lo cifran en 14.

† El número máximo de ecuaciones de integración es uno menos que el número de variables endógenas.

‡ Dicha selección supone que las condiciones de equilibrio en el largo plazo probablemente carezcan de tendencia.

Como etapa previa la aplicación del test de causalidad de Granger permite evaluar qué parte de los valores actuales de una variable se pueden explicar a partir de los valores corrientes y retardados de la otra. Del análisis de hasta 50 retardos entre ambas series se comprueba la existencia de una relación causal en sentido Granger entre los retardos 3 y 24 en sentido bidireccional. A partir de dicha referencia temporal la variable demográfica no explicaría en dicho sentido la serie económica pero sí la económica la trayectoria del fenómeno demográfico (Figura 2).



Fuente:Elaboración propia.

Figura 2. Causalidad en sentido Granger

Cuando dos series están cointegradas es posible diferenciar entre una relación de largo plazo, relación que explica el crecimiento o evolución de las mismas, y su dinámica a corto plazo, relación entre las desviaciones de las dos variables respecto de sus respectivas tendencias a corto plazo (Tabla 2). El coeficiente obtenido $-0,082233$ que afecta a *CointEq1* debe interpretarse a partir de los resultados de la ecuación de cointegración estimada,

$$\text{NACIMIENTOS } (-1) - 0,433103 \text{ VIVIENDAS } (-1) - 21301,48 \quad (3)$$

que recoge, asimismo, la velocidad de ajuste. Del análisis de los resultados se desprende el dominio del efecto a largo plazo, $-0,403103$ ($t^* = -6,95394$) en relación al corto plazo, $-0,030517$ ($t^* = -2,34731$). Dos series, en nuestro caso, NACIMIENTOS y VIVIENDA, ambas de memoria larga, se transforman mediante una combinación lineal en una nueva serie de memoria corta.

De acuerdo con la prueba *F-Snedecor* se concluye que ambas regresiones son globalmente significativas si bien la bondad del ajuste que define como variable dependiente la serie demográfica es superior ($\bar{R}^2 = 0,8032$) en relación a la económica ($\bar{R}^2 = 0,6745$).

Constituye una práctica habitual examinar si el modelo corrige los desequilibrios de corto plazo que se puedan presentar y la velocidad y eficiencia con que se lleva a cabo tal corrección. Las desviaciones de la tendencia de las dos variables cointegradas en el largo plazo se describen mejor como variaciones transitorias de la serie demográfica. Cuando la variable económica se desvía de su pauta habitual, es la serie NACIMIENTOS la que proyecta el ajuste hasta que la relación de equilibrio se recupera de nuevo.

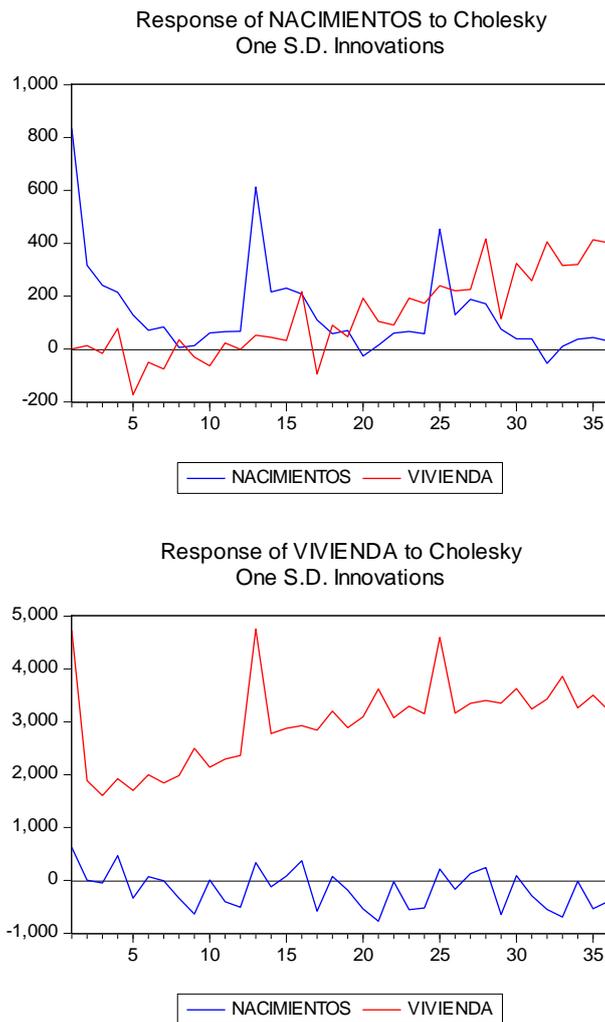
Tabla 2. Estimación modelo de corrección de error

| Vector Error Correction Estimates | Included observations: 273 after adjustments | t-statistics in [] |
|-----------------------------------|--|----------------------|
| <hr/> | | |
| Cointegrating Eq: | CointEq1 | |
| <hr/> | | |
| NACIMIENTOS(-1) | 1.000000 | |
| VIVIENDA(-1) | -0.403103 [-6.95394] | |
| C | -21301.48 | |
| <hr/> | | |
| Error Correction: | D(NACIMIENTOS) | D(VIVIENDA) |
| <hr/> | | |
| CointEq1 | -0.082233 [-5.32485] | -0.055796 [-0.63186] |
| D(NACIMIENTOS(-1)) | -0.540092 [-8.86030] | -0.239753 [-0.68787] |
| D(NACIMIENTOS(-2)) | -0.390771 [-5.65814] | -0.325346 [-0.82387] |
| D(NACIMIENTOS(-3)) | -0.313447 [-4.66280] | 0.227970 [0.59309] |
| D(NACIMIENTOS(-4)) | -0.294110 [-4.28583] | -0.544118 [-1.38669] |
| D(NACIMIENTOS(-5)) | -0.341703 [-4.90666] | -0.269664 [-0.67720] |
| D(NACIMIENTOS(-6)) | -0.316606 [-4.49150] | -0.327143 [-0.81165] |
| D(NACIMIENTOS(-7)) | -0.358019 [-5.06931] | -0.667056 [-1.65183] |
| D(NACIMIENTOS(-8)) | -0.370768 [-5.12135] | -1.224172 [-2.95723] |
| D(NACIMIENTOS(-9)) | -0.276607 [-3.76672] | -0.473452 [-1.12755] |
| D(NACIMIENTOS(-10)) | -0.278215 [-3.81662] | -0.740621 [-1.77686] |
| D(NACIMIENTOS(-11)) | -0.240044 [-3.31343] | -0.924656 [-2.23217] |
| D(NACIMIENTOS(-12)) | 0.366941 [5.17667] | -0.332858 [-0.82125] |
| D(NACIMIENTOS(-13)) | 0.085229 [1.20697] | -0.031495 [-0.07800] |
| D(NACIMIENTOS(-14)) | 0.068792 [1.12679] | 0.232471 [0.66594] |
| D(VIVIENDA(-1)) | -0.030517 [-2.34731] | -0.623812 [-8.39157] |
| D(VIVIENDA(-2)) | -0.036029 [-2.43621] | -0.442994 [-5.23872] |
| D(VIVIENDA(-3)) | -0.017425 [-1.16563] | -0.244745 [-2.86332] |
| D(VIVIENDA(-4)) | -0.066605 [-4.47640] | -0.183945 [-2.16207] |
| D(VIVIENDA(-5)) | -0.051026 [-3.39022] | -0.075640 [-0.87892] |
| D(VIVIENDA(-6)) | -0.054853 [-3.62367] | -0.081996 [-0.94733] |
| D(VIVIENDA(-7)) | -0.026684 [-1.76035] | 0.004050 [0.04673] |
| D(VIVIENDA(-8)) | -0.036500 [-2.46795] | 0.087575 [1.03559] |
| D(VIVIENDA(-9)) | -0.044751 [-3.04296] | 0.062604 [0.74449] |
| D(VIVIENDA(-10)) | -0.030245 [-2.06719] | 0.049132 [0.58730] |
| D(VIVIENDA(-11)) | -0.033096 [-2.33510] | 0.065875 [0.81285] |
| D(VIVIENDA(-12)) | -0.018232 [-1.31569] | 0.524147 [6.61522] |
| D(VIVIENDA(-13)) | -0.020365 [-1.47436] | 0.209723 [2.65532] |
| D(VIVIENDA(-14)) | -0.015248 [-1.29600] | 0.144788 [2.15215] |
| C | 65.55056 [1.26624] | 5.980668 [0.02020] |
| <hr/> | | |
| R-squared | 0.824235 | 0.709250 |
| Adj. R-squared | 0.803259 | 0.674552 |
| F-statistic | 39.29416 | 20.44038 |
| Log likelihood | -2207.871 | -2683.876 |
| Akaike AIC | 16.39466 | 19.88188 |
| Schwarz SC | 16.79130 | 20.27852 |
| <hr/> | | |
| Log likelihood | | -4889.370 |
| Akaike information criterion | | 36.27378 |
| Schwarz criterion | | 37.09351 |
| <hr/> | | |

Fuente:Elaboración propia.

El análisis impulso-respuesta (FIR) permite aproximar el efecto de un shock sobre el comportamiento de las variables visualizando dichas relaciones en tiempo, dirección, duración e intensidad (Figura 3). La

respuesta de la variable demográfica ante un cambio aleatorio en la misma genera una sensible reacción de trayectoria creciente con ganancias de intensidad diferente. Un incremento en el número de unidades de vivienda generaría inicialmente un efecto cíclico sobre la variable demográfica nulo en el período inicial, positivo en el segundo período, 12,4463 unidades, negativo en la tercera referencia temporal -16,4058 y a partir de la observación 18 se consolidaría una trayectoria creciente. En términos de FIR acumulada la evolución esperada en el medio plazo, después de 18 unidades temporales al calendario del shock se hace claramente creciente. La provisión de vivienda podría estimular en el medio plazo el comportamiento demográfico. La FIR de la variable demográfica recoge el efecto positivo esperado después de diecisiete unidades temporales al calendario del shock y lo mantiene en las posteriores. La función recoge la correlación existente entre ambas series que refleja un grado de asociación lineal positivo cifrado aproximadamente en el 35 por ciento ($r = 0,3553$).

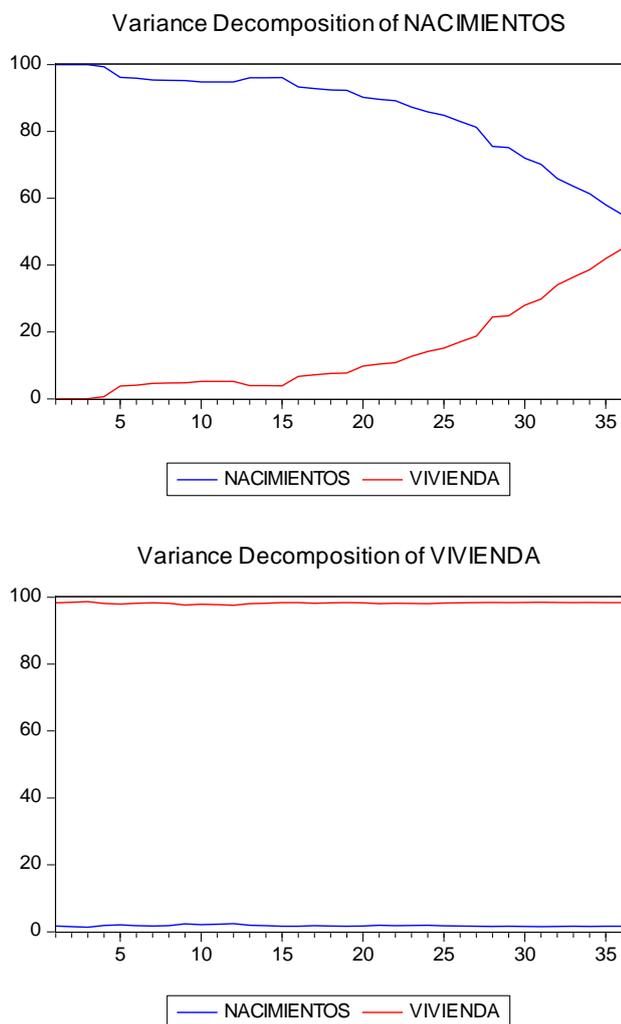


Fuente:Elaboración propia.

Figura 3. Función impulso-respuesta

El análisis de la descomposición de la varianza profundiza los resultados obtenidos (Figura 4). A lo largo del horizonte temporal seleccionado la mayor parte de la varianza de la variable demográfica se explica por innovaciones en su trayectoria. La vinculación entre ambas variables se refrenda en el análisis de descomposición de la varianza donde se puede comprobar cómo un 0,019 por ciento de la reacción de los nacimientos se explica por la influencia de la variable económica aumentando con rapidez hasta el 3,83 por ciento en el quinto desfase temporal y 44,86 por ciento al final del intervalo temporal

considerado. Sin embargo el efecto contrario no es cierto y la evolución de la variable inmobiliaria sigue su propia dinámica.



Fuente:Elaboración propia.

Figura 4. Descomposición de la varianza

Especificado y estimado el modelo de corrección de error comprobando que las estimaciones son consistentes[§] las ecuaciones dinámicas permiten aproximar el comportamiento futuro (Tabla 1A en el apéndice). En los resultados obtenidos se comprueba que la variable demográfica se explica en función de la relación de cointegración, combinación lineal de ambas variables (p -valor= 0,0000), su propia dinámica y la variable inmobiliaria hasta el retardo temporal correspondiente a doce meses. La trayectoria de la variable inmobiliaria se explica por su propia dinámica (significatividad estadística hasta el cuarto retardo) y el comportamiento de la serie demográfica (significatividad estadística desde el séptimo retardo). El efecto conjunto de ambas variables no constituye una variable significativa para explicar el comportamiento futuro (p -valor=0,5922). Ambos ciclos se complementan en el horizonte temporal de largo plazo.

[§] La estacionariedad de los residuos de la relación de cointegración se comprueba mediante el test de Philips-Perron.

4. Resultados y discusión

El protagonismo reciente del mercado de la vivienda resulta prácticamente incuestionable. En España el ritmo de construcción ha sido muy intenso especialmente desde la segunda mitad de la década de los noventa habiéndose construido comparativamente más viviendas que otros países del entorno europeo con mayor crecimiento demográfico (Francia, Alemania, ...). En términos reales el precio de la vivienda experimentó un aumento muy significativo que contribuyó a la revalorización del patrimonio inmobiliario. La vivienda como bien económico además de ser necesario constituye un activo financiero. Ello explica que en el análisis del ciclo inmobiliario el comportamiento cíclico de su dinámica responda en este momento de forma significativa a razones de coyuntura económica más que a variables demográficas. El elevado precio de la vivienda en relación a la renta familiar ha hecho del recurso a la financiación externa una cuestión insoslayable para las unidades familiares en la materialización de su decisión de acceso a la vivienda en régimen de propiedad (Naredo, 2004).

El análisis de la interrelación entre las variables demográficas y la dinámica inmobiliaria se refleja con frecuencia en la literatura económica. La aproximación demográfica a través del crecimiento poblacional, proceso de envejecimiento o el comportamiento de la fecundidad son algunos ejemplos a tener en cuenta. En la determinación del desarrollo de futuras necesidades de alojamiento el crecimiento poblacional desempeña un papel determinante (Vinuesa, 2003). Los efectos derivados del envejecimiento poblacional se perciben en la dinámica del mercado de la vivienda en cuya demanda el capital humano constituye un factor decisivo (Eichholtz, 2010). El mercado inmobiliario recoge en cierta medida efectos dinamizadores como consecuencia de estímulos derivados de una coyuntura económica favorable sobre el comportamiento de la fecundidad (Lim *et al.*, 2013). La conexión entre la dinámica demográfica y el sector inmobiliario también se dirige en la literatura económica a la presión que la primera pueda ejercer sobre la trayectoria del precio de la vivienda y los efectos, en consecuencia negativos en relación al comportamiento de la demanda de vivienda (Manking y Weil, 1989). No obstante, algunas críticas a las especificaciones de los modelos que analizan la interrelación descrita atenúan en parte dicha valoración (Hamilton, 1991; Green y Hendershott, 1996).

Una aproximación econométrica a la cuestión debe combinar el conocimiento del fenómeno, el pensamiento de otros autores y relacionar claramente los efectos con sus causas (Amemiya, 1980). Destacando el protagonismo de la especificación en la elaboración de un modelo econométrico que analice la relación causal entre el comportamiento demográfico y el ciclo inmobiliario el análisis de cointegración complementa el enfoque permitiendo aproximar el conocimiento real del fenómeno económico en etapas avanzadas de su análisis como en nuestro caso (Guisán, 2002). Al respecto destaca la oportunidad del enfoque al tratarse de una relación causal ampliamente analizada en la literatura económica, constituyendo una de las principales novedades del mismo la utilización de series temporales homogéneas y el contraste de la interacción entre el corto y largo plazo. Conocer en qué medida el fenómeno demográfico (NACIMIENTOS) y el ciclo inmobiliario (VIVIENDAS) constituyen variables relacionadas a lo largo del tiempo en España durante el período muestral seleccionado enero de 1986 y marzo de 2010 constituye el objetivo del estudio. Se analiza en concreto la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo en un entorno bivariante y se contrasta el carácter endógeno de ambas variables mediante el análisis de un MCE que integra las relaciones de corto y largo plazo, detectadas mediante un análisis de cointegración previo (Díaz y Llorente, 2012).

Los resultados obtenidos, variables integradas de primer orden y existencia de una relación de cointegración se predicen como permanentes en el tiempo. El análisis realizado permite verificar la existencia de ajustes entre el largo y corto plazo además de obtener estimaciones correctas libres de resultados espúreos. El alcance de la relación causal en horizontes temporales de corto y largo plazo no siempre se ha utilizado conscientemente en la toma de decisiones. Con carácter general los argumentos demográficos han servido de poco a la hora de influir en las políticas socioeconómicas dado que los comportamientos demográficos generan efectos en el largo plazo y las actuaciones políticas suelen estar necesitadas de visibilidad en el corto plazo.

El modelo de corrección de error obtenido refleja la obtención del equilibrio a largo plazo y es conforme a la literatura económica. La reciprocidad que muestra la ecuación cointegradora entre el proceso demográfico e inmobiliario es directamente proporcional. Este resultado refleja la existencia de una relación de complementariedad en el largo plazo, evidenciando la presencia de un efecto *crowding-in* (Lim *et al*, 2013). En este sentido la prueba de Granger permite determinar los periodos temporales de causalidad en sentido bidireccional y unidireccional. Se comprueba que la variable inmobiliaria se muestra en el sistema como débilmente exógena dado que la velocidad de ajuste asociada no es estadísticamente significativa. En el ajuste de las desviaciones del equilibrio generadas en el corto plazo es la variable demográfica la que responde para recuperar la convergencia al equilibrio de largo plazo. En concreto, la velocidad de ajuste de la ecuación $D(NACIMIENTOS)$ corrige un 8,2233 por ciento del desequilibrio por unidad temporal.

Los resultados obtenidos en el corto y largo plazo sugieren una caracterización como bienes complementarios. La correlación obtenida entre ambas series, 0,3553 significa que la asociación lineal en el corto plazo materializa trayectorias del mismo sentido y reducido grado de asociación lineal. No obstante el valor obtenido no constituye un dato definitivo. Variaciones en el comportamiento de la serie inmobiliaria repercuten levemente y en sentido negativo en la trayectoria de la variable demográfica si bien a partir del sexto retardo temporal los efectos se hacen positivos. Un aumento en la provisión inmobiliaria podría estimular la dinámica demográfica a partir del sexto retardo temporal (Díaz y Llorente, 2012). El control de los cambios en los indicadores demográficos permitirá alcanzar la estabilidad del mercado de la vivienda (Lim *et al*, 2013).

En el largo plazo el MCE obtenido recoge una relación de equilibrio entre ambos procesos identificando la variable demográfica como débilmente endógena y dominante en la interacción planteada. La ecuación de cointegración visualiza una relación de reciprocidad y complementariedad en el largo plazo entre ambos procesos evidenciando la presencia de un efecto *crowding-in*.

5. Análisis empírico

La trayectoria temporal de ambos fenómenos registra un cambio de tendencia en la etapa final del intervalo analizado con un retardo temporal de tres años. El análisis realizado que incorpora en el período muestral el inicio de la crisis económica (última observación marzo de 2010) modeliza dicha situación y permite visibilizar tanto la autonomía del fenómeno demográfico como la volatilidad del económico.

En 2006, el sector de la construcción caracterizado por un aumento notable de viviendas construidas, crecimiento de la deuda hipotecaria, participación creciente en el PIB y empleo del sector comenzó a emitir señales de agotamiento como consecuencia derivada del estrangulamiento del mercado hipotecario, saturación de la demanda y rigidez del mercado inmobiliario. En 2009 la variable demográfica después de un dilatado periodo de expansión registra un retroceso en su evolución como efecto derivado de una disminución de la cohorte poblacional mujeres en edad fértil y una menor fecundidad.

De acuerdo con los resultados obtenidos en la trayectoria demográfica la percepción a corto plazo de la coyuntura económica actual limitaría un escenario de expansión si bien sensible a la percepción de expectativas de futuro favorables.

Referencias Bibliográficas

1. Becker, G.S. *A Treatise of the Family*. Harvard University Press, Harvard, 1960 (Ed. castellana, Alianza Universidad, Madrid, 1987).
2. Willis, R. A new approach to the theory of fertility behavior. *Journal of Political Economy* **87**(5) (1973) S65-S97.
3. Bover, O. Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España. *Investigaciones Económicas* **VII**(1) (1993) 65-86.
4. Díaz, M. Costa, E. y Llorente, M. Análisis econométrico de la demanda de vivienda en España. El papel de la financiación externa. *Actualidad Financiera* **II**(7) (1997) 133-151.

5. Guisán, C. Causalidad y cointegración en modelos econométricos: Aplicaciones a los países de la OCDE y limitaciones de los test de cointegración. *Working Paper Series Economic Development. Universidad de Santiago de Compostela* **61** (2002).
6. Johansen, S. Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **54(3)** (1992) 383-398.
7. Engle, R.C. Granger, S. Hyllerberg, L. y Lee, S. Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* **55(2)** (1987) 251-276.
8. Naredo, J. Perspectivas de la vivienda. *Información Comercial Española* **815** (2004) 143-154.
9. Vinuesa, J. Población y demanda de vivienda: una relación a reconsiderar. *La dinámica demográfica protagonista del territorio, Actas del VIII Congreso de la Población Española*, Universidad de Santiago de Compostela, 2003.
10. Eichholtz, P. y Lindenthal, T. Demographics, human capital and the demand for housing. *Documento de Trabajo de la Universidad de Maastricht* (Maastricht University, 2010).
11. Lim, J. y Lee, J. Demographic changes and housing demands by scenarios with ASFRs. *International Journal of Housing Markets and Analysis* **6 (3)** (2013) 317-340.
12. Mankiw, N.G. y Weil, D.N. The baby boom, the baby bust and the housing market. *Regional Science and Urban Economics* **19** (1989) 235-258.
13. Hamilton, B.W. The baby boom, the baby bust and the housing market. A second look. *Regional Science and Urban Economics* **21** (1991) 547-552.
14. Green, R. y Hendershott, P. Age, housing demand and real house prices. *Regional Science and Urban Economics* **26** (1995) 468-480.
15. Amemiya, T. The n^2 order mean squared errors of the maximum likelihood and the minimum logit chi-squared estimator. *Annals of Statistics* **8** (1980) 488-505.
16. Díaz, M. y Llorente, M. Births and housing needs in Spain. An analysis of causality. *European Population Conference 2012*, Estocolmo (Suecia).

Apéndice

Tabla 1A. Predicción con el modelo de corrección de error

Estimation Method: Least Squares

Included observations: 274

Total system (unbalanced) observations 547

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|-------|-------------|------------|-------------|--------|
| C(1) | -0.082233 | 0.015443 | -5.324849 | 0.0000 |
| C(2) | -0.540092 | 0.060956 | -8.860304 | 0.0000 |
| C(3) | -0.030517 | 0.013001 | -2.347307 | 0.0193 |
| C(4) | -0.390771 | 0.069064 | -5.658139 | 0.0000 |
| C(5) | -0.036029 | 0.014789 | -2.436212 | 0.0152 |
| C(6) | -0.313447 | 0.067223 | -4.662799 | 0.0000 |
| C(7) | -0.017425 | 0.014949 | -1.165628 | 0.2443 |
| C(8) | -0.294110 | 0.068624 | -4.285832 | 0.0000 |
| C(9) | -0.066605 | 0.014879 | -4.476405 | 0.0000 |
| C(10) | -0.341703 | 0.069641 | -4.906656 | 0.0000 |
| C(11) | -0.051026 | 0.015051 | -3.390218 | 0.0008 |
| C(12) | -0.316606 | 0.070490 | -4.491500 | 0.0000 |
| C(13) | -0.054853 | 0.015137 | -3.623674 | 0.0003 |
| C(14) | -0.358019 | 0.070625 | -5.069307 | 0.0000 |
| C(15) | -0.026684 | 0.015159 | -1.760349 | 0.0790 |
| C(16) | -0.370768 | 0.072397 | -5.121349 | 0.0000 |
| C(17) | -0.036500 | 0.014790 | -2.467951 | 0.0139 |
| C(18) | -0.276607 | 0.073435 | -3.766718 | 0.0002 |
| C(19) | -0.044751 | 0.014706 | -3.042959 | 0.0025 |
| C(20) | -0.278215 | 0.072896 | -3.816616 | 0.0002 |
| C(21) | -0.030245 | 0.014631 | -2.067190 | 0.0392 |
| C(22) | -0.240044 | 0.072446 | -3.313433 | 0.0010 |
| C(23) | -0.033096 | 0.014173 | -2.335099 | 0.0199 |
| C(24) | 0.366941 | 0.070884 | 5.176672 | 0.0000 |
| C(25) | -0.018232 | 0.013857 | -1.315693 | 0.1889 |
| C(26) | 0.085229 | 0.070614 | 1.206970 | 0.2280 |
| C(27) | -0.020365 | 0.013813 | -1.474359 | 0.1410 |
| C(28) | 0.068792 | 0.061051 | 1.126792 | 0.2604 |
| C(29) | -0.015248 | 0.011766 | -1.295997 | 0.1956 |
| C(30) | 65.55056 | 51.76787 | 1.266240 | 0.2060 |

Equation: $D(\text{NACIEMENTOS}) = C(1) * (\text{NACIEMENTOS}(-1) - 0.403102663426$

$*\text{VIVIENDA}(-1) - 21301.4792874) + C(2) * D(\text{NACIEMENTOS}(-1)) + C(3) * D(\text{VIVIENDA}(-1)) + C(4) * D(\text{NACIEMENTOS}(-2)) + C(5) * D(\text{VIVIENDA}(-2)) + C(6) * D(\text{NACIEMENTOS}(-3)) + C(7) * D(\text{VIVIENDA}(-3)) + C(8) * D(\text{NACIEMENTOS}(-4)) + C(9) * D(\text{VIVIENDA}(-4)) + C(10) * D(\text{NACIEMENTOS}(-5)) + C(11) * D(\text{VIVIENDA}(-5)) + C(12) * D(\text{NACIEMENTOS}(-6)) + C(13) * D(\text{VIVIENDA}(-6)) + C(14) * D(\text{NACIEMENTOS}(-7)) + C(15) * D(\text{VIVIENDA}(-7)) + C(16) * D(\text{NACIEMENTOS}(-8)) + C(17) * D(\text{VIVIENDA}(-8)) + C(18) * D(\text{NACIEMENTOS}(-9)) + C(19) * D(\text{VIVIENDA}(-9)) + C(20) * D(\text{NACIEMENTOS}(-10)) + C(21) * D(\text{VIVIENDA}(-10)) + C(22) * D(\text{NACIEMENTOS}(-11)) + C(23) * D(\text{VIVIENDA}(-11)) + C(24) * D(\text{NACIEMENTOS}(-12)) + C(25) * D(\text{VIVIENDA}(-12)) + C(26) * D(\text{NACIEMENTOS}(-13)) + C(27) * D(\text{VIVIENDA}(-13)) + C(28) * D(\text{NACIEMENTOS}(-14)) + C(29) * D(\text{VIVIENDA}(-14)) + C(30)$

| | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|--------------------|-------------|----------|
| C(31) | -0.047254 | 0.088153 | -0.536042 | 0.5922 |
| C(32) | -0.233442 | 0.348937 | -0.669009 | 0.5038 |
| C(33) | -0.618009 | 0.074287 | -8.319181 | 0.0000 |
| C(34) | -0.330616 | 0.395364 | -0.836231 | 0.4034 |
| C(35) | -0.428349 | 0.083868 | -5.107441 | 0.0000 |
| C(36) | 0.203287 | 0.384353 | 0.528908 | 0.5971 |
| C(37) | -0.239064 | 0.085463 | -2.797284 | 0.0054 |
| C(38) | -0.548891 | 0.392850 | -1.397201 | 0.1630 |
| C(39) | -0.182265 | 0.085173 | -2.139949 | 0.0329 |
| C(40) | -0.268996 | 0.398690 | -0.674700 | 0.5002 |
| C(41) | -0.076152 | 0.086165 | -0.883800 | 0.3772 |
| C(42) | -0.306014 | 0.403207 | -0.758950 | 0.4482 |
| C(43) | -0.082210 | 0.086660 | -0.948647 | 0.3433 |
| C(44) | -0.670463 | 0.404316 | -1.658266 | 0.0979 |
| C(45) | 0.000672 | 0.086741 | 0.007748 | 0.9938 |
| C(46) | -1.232278 | 0.414418 | -2.973516 | 0.0031 |
| C(47) | 0.088264 | 0.084668 | 1.042473 | 0.2977 |
| C(48) | -0.463959 | 0.420343 | -1.103763 | 0.2702 |
| C(49) | 0.064505 | 0.084180 | 0.766274 | 0.4439 |
| C(50) | -0.711122 | 0.416671 | -1.706673 | 0.0885 |
| C(51) | 0.048500 | 0.083759 | 0.579036 | 0.5628 |
| C(52) | -0.977654 | 0.412622 | -2.369372 | 0.0182 |
| C(53) | 0.063672 | 0.081122 | 0.784889 | 0.4329 |
| C(54) | -0.369261 | 0.404781 | -0.912248 | 0.3621 |
| C(55) | 0.514941 | 0.078995 | 6.518627 | 0.0000 |
| C(56) | -0.058818 | 0.403685 | -0.145704 | 0.8842 |
| C(57) | 0.200876 | 0.078769 | 2.550204 | 0.0111 |
| C(58) | 0.190383 | 0.347924 | 0.547195 | 0.5845 |
| C(59) | 0.140473 | 0.067272 | 2.088132 | 0.0373 |
| C(60) | 32.52523 | 295.6232 | 0.110023 | 0.9124 |
| R-squared | 0.824235 | Mean dependent var | | 20.09524 |
| Adjusted R-squared | 0.803259 | S.D. dependent var | | 1881.153 |
| S.E. of regression | 834.3941 | Sum squared resid | | 1.69E+08 |
| Durbin-Watson stat | 2.013052 | | | |

$$\begin{aligned} \text{Equation: } D(\text{VIVIENDA}) = & C(31)*D(\text{NACIEMENTOS}(-1) - 0.403102663426 \\ & *D(\text{VIVIENDA}(-1) - 21301.4792874) + C(32)*D(\text{NACIEMENTOS}(-1)) + \\ & C(33)*D(\text{VIVIENDA}(-1)) + C(34)*D(\text{NACIEMENTOS}(-2)) + C(35) \\ & *D(\text{VIVIENDA}(-2)) + C(36)*D(\text{NACIEMENTOS}(-3)) + C(37)*D(\text{VIVIENDA}(-3)) + C(38)*D(\text{NACIEMENTOS}(-4)) + C(39)*D(\text{VIVIENDA}(-4)) + C(40) \\ & *D(\text{NACIEMENTOS}(-5)) + C(41)*D(\text{VIVIENDA}(-5)) + C(42) \\ & *D(\text{NACIEMENTOS}(-6)) + C(43)*D(\text{VIVIENDA}(-6)) + C(44) \\ & *D(\text{NACIEMENTOS}(-7)) + C(45)*D(\text{VIVIENDA}(-7)) + C(46) \\ & *D(\text{NACIEMENTOS}(-8)) + C(47)*D(\text{VIVIENDA}(-8)) + C(48) \\ & *D(\text{NACIEMENTOS}(-9)) + C(49)*D(\text{VIVIENDA}(-9)) + C(50) \\ & *D(\text{NACIEMENTOS}(-10)) + C(51)*D(\text{VIVIENDA}(-10)) + C(52) \\ & *D(\text{NACIEMENTOS}(-11)) + C(53)*D(\text{VIVIENDA}(-11)) + C(54) \\ & *D(\text{NACIEMENTOS}(-12)) + C(55)*D(\text{VIVIENDA}(-12)) + C(56) \\ & *D(\text{NACIEMENTOS}(-13)) + C(57)*D(\text{VIVIENDA}(-13)) + C(58) \\ & *D(\text{NACIEMENTOS}(-14)) + C(59)*D(\text{VIVIENDA}(-14)) + C(60) \end{aligned}$$

| | | | |
|--------------------|----------|--------------------|-----------|
| R-squared | 0.708313 | Mean dependent var | -38.29197 |
| Adjusted R-squared | 0.673645 | S.D. dependent var | 8361.784 |
| S.E. of regression | 4776.876 | Sum squared resid | 5.57E+09 |
| Durbin-Watson stat | 2.005456 | | |

Fuente:Elaboración propia.